

賃金と労働移動から見た日本のプロフェッショナル労働市場

西村 健*

I はじめに

本稿の目的は賃金構造基本統計調査の集計データを使った労働移動と賃金構造の分析から、日本のプロフェッショナル労働市場がどの程度職業別市場化しているのか把握することである。

プロフェッショナルとは専門的な知識を使って具体的問題の解決にあたる職業に従事する人を指すと言えるだろう（Goode [1969]）。今日、終身雇用を柱としてきた企業の雇用に対する姿勢の変化を背景にして高まる企業外部人材活用の観点から、プロフェッショナルを中心とした即戦力人材の重要性と彼らが活躍できる職業別労働市場（occupational labor market: OLM）の整備を求める声が聞かれる（労働政策研究・研修機構 [2011]、佐藤 [2012]）。さらに、プロフェッショナル人材のキャリアのデュアルラダー化¹⁾（佐藤 [1999]）や企業外部の専門教育機関の充実（小川 [2006]）なども提案されている。これらの議論からはプロフェッショナルのスキル形成や処遇に関わる課題が多いことが見て取れる。

ところでOLMの整備の重要性については30年ほど前からすでに指摘されてきた。例えば高梨 [1982]は労働者派遣事業における情報処理技術者を念頭に次のように発言している。「専門職の中には、開業医や弁護士のように自由職業のものもいるが、この大部分は、雇用労働者として存在し（中略）企業間労働移動をする職業別労働市場で収入を得て生活をするものも多く存在する。（中略）日本でも、近年、職業別労働市場が、特に専門職業分野で形成され、発展してきている。そして、将来、ますます、これが成長すると展望できるのである」²⁾。しかし、OLMが実際にどの程度形成されているのかについて、これまで十分な実証研究は行われてこなかったと言えるだろう。

OLMはDoeringer and Piore [1971]によって大成された内部労働市場論において企業別市場と対となる概念として登場した。OLMの特徴について議論する研究はAlthausser and Kalleberg [1981]、Smith [1983]、Marsden [1990] [1999]、労働政策研究・研修機構 [2011]などが挙げられる。これらの先行研究を注意深く読めばわかるように、OLMは①企業外部機関による技能評価システムの有無、②企業横断的な労働移動、そして③職種経験年数が賃金上昇へ与える影響の大きさ、という3つの指標によって多面的に評価することができる。

また、今日では組織で雇用される「組織内プロフェッショナル」がプロフェッショナル全体において大多数を占めており、組織内プロフェッショナルはさらに組織移動型と定着型の2類型に分類可能である。

受付日 2014年8月20日、受理日 2015年2月19日

* 京都大学大学院経済学研究科博士後期課程

本稿では OLM を評価する 3 指標のうち、特に労働移動と賃金構造に関して本文中で明らかとなるような 2 つの仮説を設定し分析を行う。労働移動と賃金構造を同時に検証しなければならない理由は、個人がスキルを身につける上で賃金は重要なインセンティブとして働き、労働市場における個人の移動を動機づけると考えられるからである。例えば、どの企業で働いても職種経験年数しか評価されないような賃金構造を労働市場が備えるならば、個人が企業特殊なスキルを身につけ当該企業にとどまり続ける必要性は低くなるだろう。つまり転職が起こりやすくなると予想できる。逆に、当該企業での勤続年数など企業特殊な要素が賃金構造に大きな影響を与えるような労働市場であれば、転職は労働者個人にとって不利になるだろう。この場合、個人は企業を超えて汎用的なスキルではなく企業特殊なスキルを身につけようとするかもしれない。

さらに、賃金構造や労働移動は内部労働市場における管理規則の特徴を反映すると考えられる。労働移動と賃金構造を同時に検証することで、プロフェッショナル労働市場の管理規則の強さを間接的に比較検討することができると考えられる。

しかしながら、従来のプロフェッショナル研究の中にはプロフェッショナルの自律性、とりわけ企業からの独立志向性の強さばかりに注目したものが散見される。このような見方は本稿で議論する OLM に関する指標のうち、労働移動のみに着目するものであって、プロフェッショナル労働市場の本質を十分捉え切れていないとすることができる。

労働移動に注目が集まりやすくなる背景には労働移動以外の指標から実証的に OLM を分析する研究が少ないことも影響しているのかもしれない。特に、プロフェッショナル労働市場を OLM 化という観点から捉えた研究は、プロフェッショナルの重要性が高まっているにもかかわらず非常に少ない。日本に関するものは職種ごとに賃金分析を行う中田 [1992] や労働移動から OLM 化の程度を議論する Ariga, et al. [1997] などが挙げられるのみである。本稿はプロフェッショナル労働市場の賃金構造の実証的分析を本格的に試みる、おそらく初めての論文と言えよう。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、今日のプロフェッショナルの一般的特徴を概観し、本稿がどのようなプロフェッショナルを分析の対象とするのか明らかにする。さらに、内部労働市場の議論から OLM の特徴を明らかにする。以上を踏まえ、第Ⅲ節では先行研究で行われた分析手法から、1990 年と 2012 年の労働移動と賃金の状況を比較する。特に後者についてはより踏み込んだ分析を行うため、第Ⅳ節で賃金関数の推計と賃金上昇に与える経験効果の試算を行う。最後に第Ⅴ節では本稿の結論と今後のプロフェッショナル研究への示唆を述べる。

Ⅱ 組織内プロフェッショナルの労働市場

1 組織内プロフェッショナルとは何か

伝統的にプロフェッショナルの雛形として扱われて来たのは、医師や弁護士、公認会計士といった職種である。このような古典的プロフェッショナルとしての地位を確立してきた職種は免許制による入職制限を設け、当該分野における独占的営業を確立してきた。同時に高い自律性³⁾を確保し、独立自営がイメージされる職種でもある。しかし、各分野の専門分化・分業化の進展に伴って職種ごとに求められる専門性が高まり、今日では幅広い職種が専門性に関する程度の差はあれ、プロフェッショナルとして論じられている。こうして新しく捉えられるプロフェッショナルには、古典的プロフェッショナルとは違って免許制が設けられていない職種も多く含まれる。

表1 職種別の就業者数と被雇用率*

職種	1970年		1980年		1990年		2000年		2010年	
	総数	被雇用率	総数	被雇用率	総数	被雇用率	総数	被雇用率	総数	被雇用率
自然科学系研究者	96,980	98.6%	63,729	98.9%	110,364	98.7%	152,342	98.5%	110,150	98.2%
情報処理技術者	44,990	99.4%	129,763	98.2%	558,463	96.1%	777,487	93.3%	902,760	93.9%
医師	118,765	43.6%	151,762	50.6%	204,369	61.7%	238,142	64.5%	262,630	67.3%
薬剤師	50,170	48.2%	76,129	60.4%	102,389	70.7%	150,104	79.2%	200,470	85.0%
看護師**	314,285	98.6%	530,905	99.0%	770,536	99.4%	976,214	99.7%	1,204,220	99.4%
裁判官, 検察官, 弁護士	12,490	40.9%	15,931	35.5%	17,624	31.9%	20,536	30.3%	25,960	34.2%
公認会計士, 税理士	23,400	15.1%	41,016	14.7%	58,318	10.5%	66,139	11.6%	75,740	25.7%
高等学校教員	216,380	99.7%	270,024	99.8%	330,761	99.8%	311,697	99.8%	277,500	99.8%
デザイナー	70,630	73.8%	92,936	69.7%	156,855	70.1%	161,393	63.9%	179,570	63.6%

*役員は被雇用者に含まない。 **准看護師含む。

出典：総務省『国勢調査』各年版（抽出詳細集計）より。

プロフェッショナルの就業状況に関する統計を見てみると、研究者・技術者などの新興プロフェッショナルや教員、看護師などでは独立自営よりむしろ、企業に雇用されている者が圧倒的に多いことがわかる（表1）。さらに、かつては独立自営とされていた医師、公認会計士・税理士、薬剤師といった旧来のプロフェッショナルでさえも、1970年からの40年間で被雇用率が大幅に上昇している。組織内で働く以上、彼らも組織内プロフェッショナルとして捉えるべきであろう。本稿では組織内で働くプロフェッショナルを問題とする。

ところで、プロフェッショナルの分業化は、いわゆる単純労働者の分業化とは区別される必要がある。プロフェッショナルによる分業の場合、専門領域へ造詣の深いプロフェッショナルが個々のパートを受け持ち、常に不確実性の高い問題への対処を迫られる。そのため彼らの労働は容易に代替が利かない。もちろん、例えば特定の病気や患者に対して医師や看護師がとる処置はかなり標準化しており、どの医師や看護師が対応してもさして違いがないというようなケースも多々あるかもしれない。それでも単純労働と違って欠員に誰でも応募できるわけではないという意味で、分業におけるプロフェッショナル労働の稀少性は十分大きいと言えるだろう。

前述のように、分業の重要性の増大によって現代プロフェッショナルの中心は組織内プロフェッショナルへと移行した。今や組織内労働に従事するプロフェッショナルが多数を占めている。しかし、自律性の高い活動を行っているのは独立自営のプロフェッショナルだけではない。組織内労働に従事しつつも、頻繁に組織間移動を繰り返すプロフェッショナルもいる。身近な例では頻繁に病院を移る勤務医や看護師を想像すればよい。また企業を移らずとも裁量労働によって自律性の高い働き方をする研究開発技術者、デザイナーのような例もある（佐藤 [1999]）。さらにPink [2001]が言う「フリーエージェント」型プロフェッショナルも組織に縛られない活動を行うプロフェッショナルの一つの例と言ってよいだろう。彼らはある場面では独立自営型プロフェッショナルとして働き、また別の場面では短期的に組織と契約を交わして組織内労働に従事する。フリーエージェント型プロフェッショナルは独立自営型プロフェッショナルの一類型とも考えることができるが、現時点でこのように多くの副業を持つものを統計的に捉えることは難しい。そこで、以下の議論では労働者の主たる仕事について議論する。

宮下 [2001] のように大企業ホワイトカラーのうち企業内昇進型のキャリアをとる者（例えば中

間管理職層の人材)をプロフェッショナルと捉える向きもある。このような企業内ホワイトカラーをプロフェッショナルと捉えてよいかどうかについては否定的な意見も見られる(草野[2009])が、プロフェッショナルと捉えられることが多いシステム・エンジニアやプログラマーは企業内でキャリア形成を行う者が少なくないとする研究も見られる(佐藤[1999], 今野[2005])。現代においては企業内で専門性を高めるタイプのプロフェッショナルも組織内プロフェッショナルとすべきであろう。

以上のように捉えると、組織内プロフェッショナルはその中心的活動の形態によって2類型に分けられるだろう。第1類型は組織間移動を頻繁に行う組織間移動型プロフェッショナル、第2類型は企業間移動を行わない組織定着型プロフェッショナルである。以下では第1類型を代表する職種として医療プロフェッショナル(医師、薬剤師、看護師)を、第2類型を代表する職種として企業内ホワイトカラー型プロフェッショナル(自然科学研究者、システム・エンジニア、プログラマー)を取り上げることにする。伝統的にプロフェッショナルとして扱われてきた医師、薬剤師、看護師では免許取得が入職に際して義務づけられている。免許は技能水準の客観的指標として機能するため、免許制がとられていない場合に比べて組織間移動を容易にするだろう。一方、比較的新しいプロフェッショナルとして頻繁に言及される自然科学研究者、システム・エンジニア、プログラマーでも取得可能な国家資格や学位が存在しているが、こうした資格・学位の取得は入職にあたって義務づけられていない。そのため第2類型の職種では技能水準を証明する指標が十分に機能しないため、第1類型の職種に比べて組織間移動の頻度は低いと予想できる。

2 OLM を特徴付ける3つの指標

前項ではもっぱら資格取得の義務づけの有無に起因する組織間移動の頻度の観点から組織内プロフェッショナルを類型化した。しかし、猪木[1994]が述べるように、労働者にとって『『動くこと』それ自体は目的ではない⁹⁾。職種によって組織間移動の頻度に差が生じるのは、労働市場の性質が職種ごとに様々であることによる。また組織定着型職種にあっても組織間移動を志向する者もいれば、組織間移動型職種にあっても組織への定着を志向する者もいる。特に前者の場合は転職による収入の低下などのコストが労働者側に生まれる可能性も考えられる。

本稿では内部労働市場(internal labor market, ILM)の考え方に依拠してプロフェッショナルの労働市場を考えたい。Doeringer and Piore[1971]によると、労働市場は内部労働市場と外部労働市場に区別でき、さらに内部労働市場は企業別市場(enterprise market)と職業別市場(craft market)に分けられる。内部労働市場を特徴付けるのは①技能の特殊性、②職場内訓練、そして③慣習であり、特に技能の性質と職場における技能形成の過程が内部労働市場を特徴付ける大きな要素である。彼らの業績はその後の労働研究に大きな影響を与えたため、今日ではILMという言葉はほとんど企業別市場の同義語として解釈され、職業別市場はoccupational labor market(OLM)と呼ばれることが多い。本稿もこの用語法に従う。

職業別市場に言及する研究は企業別市場に関する研究に比べると多いとは言えない。職業別市場の性質に言及する研究のうち、以下ではAlthausser and Kalleberg[1981], Smith[1983], Marsden[1990][1999], 労働政策研究・研修機構[2011]を取り上げることにする。Althausser and Kalleberg[1981]はDoeringer and Piore[1971]の内部労働市場の考え方を踏襲した上で、さらに内部労働市場の中でもキャリアラダーの形成が進んでいる市場のことをそれぞれ企業別内部労働市場

(firm internal labor market, FILM), 職業別内部労働市場 (occupational internal labor market, OILM) と呼び次のように特徴付けている。

職業名や雇用組織に関係なく、内部労働市場の概念は3つの基本的な構造的特徴を有する仕事のまとまりを含むだろう。それはすなわち、(a)職階であり、知識や技能の進展・発展と関連した(b)最も下位からの入職と(c)上位職階への移動を伴っている。FILMとOILMの両方がこれらの特徴を有している。しかし、両者はそれを異なった方法で運用し、それら両者の根本的違いを反映している。つまり、FILMは雇用主によってコントロールされるのに対し、OILMは職業において仕事を有する人々から強く影響される⁵⁾。

組織を超えた職業内でのジョブラダーを強く意識した Althausen and Kalleberg [1981] の OILM の定義は、Doeringer and Piore [1971] と同様に職業技能の特殊性とその獲得・訓練に内部労働市場の起源を見出すものである。新規参入は、先に入職した者によって定められる入職基準や仕事の需要に合わせて制限される。入職後は外部との競争から遮断され、先入者による新規参入者への OJT がフォーマル、イン・フォーマルを問わず行われる。そしてこの OJTこそがジョブラダーの形成を促す。また、時に「ジョブラダーを上昇するにつれて年齢と賃金が上昇することによって特徴付けられる」⁶⁾ 年功の要素が見られる。

Althausen and Kalleberg [1981] の議論の特徴は OLM を、ジョブラダーを伴わない市場として OILM と区別している点にある。ジョブラダーが存在するという事は労働市場においてヒエラルキーが存在していると言い換えることができるだろう。つまり先入者による階層化がより高度に進められた労働市場が OILM である。Althausen and Kalleberg [1981] の議論では明確に触れられていないが、OLM のコアとして OILM が存在していると解釈するのが適当であろう。

また、ILM に比べて OLM ではジョブラダーの存在は不明確なものとなりやすい。Smith [1983] は、OLM における「労働移動は独立した一連の出来事ではなく、相互依存的な個人の移動」⁷⁾ であると言い、「空席の連鎖 (vacancy chains)」(White [1970]) が見られるかどうか、OLM におけるジョブラダーの存在確認の指標となると述べている。重要なのは、ただ移動が行われるだけでなく、移動が連鎖して起こる必要があるということである。しかし Smith [1983] の議論にはなぜ空席が連鎖できるのかについての考察は見あたらない。また、仮に空席の連鎖が確認できたとしても、それは OILM でなくとも OLM で一般に見られる現象である。したがって OLM における労働移動は労働市場の階層化を必ずしも証明せず、OLM の深度を測る一つの指標にすぎない。

労働移動以外にも目を向ける必要がある。Marsden [1990] によれば、OLM とは専門的スキルを活用して企業横断的な活動を労働者が行う市場のことで、専門的スキルは高度に標準化され、公的資格や免許制、あるいは専門分野を同じくする同僚による承認によって担保されるという。また労働政策研究・研修機構 [2011] によれば、医師、看護師、介護士、教員などの職種で見られるように公的資格を付与する機関が存在し、それぞれの職種を形成する専門能力が雇い入れる企業の外側で定義・評価され、技能形成が企業の外部にある職種特有の訓練プログラムにそって行われることが OLM の特徴であるという⁸⁾。つまり OLM では専門的スキルが資格等の導入により同職集団の厳しい目に晒され、企業を超えて標準化する。

また、こうした技能形成をどのような報酬インセンティブが支えているのかも、労働市場の特性

を知る上での非常に重要な要素である。一般に OLM が形成されていれば、企業間で労働者の賃金は相関する傾向がある。それは労働者の間に当該技能の価値に関する共通認識が形成されているからである (Marsden [1999])。さらに、このような職種別賃金構造 (occupational pay structure) は、職種経験年数が賃金上昇に最も大きな影響を与えることによって特徴付けられる。なぜなら、ILM では企業での勤続年数などの要素が賃金へ大きな影響を与えるのに対し、OLM では職業資格が賃金構造に優先して影響を与えるからである (Marsden [1999])。この点は、人的資本論からも、職種経験年数の上昇と共に蓄積される職種専用技能 (久本 [1999]) が、OLM では賃金上昇に最も大きな影響を与えると説明することができる。

以上をまとめると、プロフェッショナル労働市場の OLM 化が進んでいるかどうかを見る上で重要となる指標は3点あることがわかる。①企業外部機関による技能評価システムの有無、②企業横断的な労働移動、そして③職種経験年数が賃金上昇へ与える影響の大きさ、である。これらの指標のうち、いずれかが存在していれば OLM が成り立つというわけではなく、実際にはこれらの組み合わせの上に OLM は成立していると考えべきである。

3 仮説

以上の先行研究のレビューを踏まえ、分析をする上での仮説を設定する。先に述べたように OLM に関する3つの指標はそれぞれ OLM あるいは ILM としての特徴を持つ可能性がある。OLM に関する指標のうち、企業外部機関による技能評価システムの有無 (具体的には資格・免許制導入の有無) は最も明確な指標であると言える。そこで、資格による客観的評価の有無を中心にした仮説設定を行うことにする。資格・免許制導入の有無と労働市場における流動性および賃金構造の関係を考慮すると以下の2つの仮説が考えられる。

仮説1：公的資格が導入されている医療プロフェッショナルの労働市場の流動性は高いが、公的資格が導入されていない企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルの労働市場の流動性は低い。

仮説2：公的資格が導入されている医療プロフェッショナルでは、公的資格が導入されていない企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルに比べて賃金上昇に与える職種経験年数の影響が大きい。

Ⅲ 仮説の検証1—先行研究から—

第1項では仮説1を、第2項では仮説2を検証する。仮説1と関連する先行研究として Ariga, et al. [1997]、小野 [1997] が挙げられる。いずれも勤続年数と職種経験年数の比較から労働移動を明らかにしている。次に、仮説2と関連する先行研究のうち、賃金への年齢と職種経験年数の影響を比較した先行研究として中田 [1992] が挙げられる。小野 [1997] を除いていずれも賃金構造基本統計調査の集計データを利用した分析である。本稿でも賃金構造基本統計調査の集計データを用いて分析を行うため、以下では Ariga, et al. [1997] と中田 [1992] から仮説の検証を行う。

1 Ariga, et al. [1997] による労働移動の検討

年齢階級別の平均勤続年数に着目して OLM 化の定量的把握を試みた Ariga, et al. [1997] は、1990 年賃金構造基本統計調査の 60 歳未満の男子データを用いて平均の勤続年数と経験年数から OLM 化率を職種別に比較した。しかし、集計データでは平均経験年数がわからないため、中央値を利用して年齢階級ごとの平均経験年数を求めて平均勤続年数と比較している。比較は以下の手順によって行われる。今、職業 j において同じ年齢階層 m に分類される労働者の平均勤続年数と平均職種経験年数を T_{mj} と E_{mj} とする。次に N_{mj} をグループ m に属する労働者の数とする。年齢階層は全部で M グループあるので、OLM 化の指標 ϕ は

$$\phi_j = \frac{\sum_{m=1}^M 1 \cdot [T_{mj} \geq E_{mj}] N_{mj}}{\sum_{m=1}^M N_{mj}}$$

と定義される。 $1 \cdot [T_{mj} \geq E_{mj}]$ は $T_{mj} \geq E_{mj}$ が真なら 1、偽なら 0 を示す変数である。ゆえに ϕ_j は 0 から 1 の間の値をとり、0 に近づくほど OLM 化の程度が大きいことを示す⁹⁾。表 2 は以上の手順に従って筆者が計算した結果である。ところが、筆者が計算し直したところ ϕ の値だけでなく平均年齢や勤続年数も含めて Ariga, et al. [1997] とは違う結果を得た。Ariga, et al. [1997] において ϕ の値はシステム・エンジニアでは 0.19、プログラマーでは 0.02、医師では 0.00、薬剤師では 0.00 である。このような違いが生まれる理由は今のところ不明であり、今後検討する必要がある。しかし、いずれの計算結果も ϕ の値が 0 に近いという意味で変わりはないので、以下では筆者の計算結果に基づいて議論を進める。

表 2 から 1990 年と 2012 年で比較可能な職種について見てみる。平均経験年数と平均勤続年数の差に着目してみると、全ての職種で 2012 年の方が大きくなる傾向がある。この 20 年間に労働市場の流動性が高まっていることが読み取れる。次に ϕ の値を見てみると、システム・エンジニア（男）、医師（男）、薬剤師（男女）では 2012 年の値が 1990 年に比べてやや大きくなっている。特にシステム・エンジニア（男）では勤続年数の伸びが他の職種に比べて大きいことが影響してか、最も顕著に増加している。しかし、いずれの職種も 0 に非常に近い値をとっており、流動性が比較的高いことと整合的である。Ariga, et al. [1997] は ϕ の値から上記の職種の労働市場はいずれも OLM の特

表 2 ϕ の値、平均年齢、平均経験年数、平均勤続年数の比較（60歳未満）

	1990					2012				
	ϕ	平均年齢	①平均経験年数	②平均勤続年数	①-②	ϕ	平均年齢	①平均経験年数	②平均勤続年数	①-②
自然科学系研究者（男）	—	—	—	—	—	0.12	38.52	11.58	10.83	0.74
システム・エンジニア（男）	0.00	29.53	6.47	6.21	0.25	0.08	36.71	12.55	10.97	1.57
システム・エンジニア（女）	—	—	—	—	—	0.02	33.81	10.11	8.74	1.37
プログラマー（男）	0.01	26.60	4.47	4.53	-0.07	0.00	32.11	8.32	6.76	1.56
プログラマー（女）	0.07	25.28	3.72	3.73	-0.01	0.02	30.86	6.43	5.44	0.99
医師（男）	0.00	37.24	9.17	4.83	4.35	0.01	39.06	12.29	4.84	7.45
医師（女）	—	—	—	—	—	0.02	36.19	10.26	3.81	6.45
薬剤師（男）	0.00	35.08	10.01	7.86	2.15	0.03	35.71	9.61	6.64	2.96
薬剤師（女）	0.00	32.65	8.09	5.74	2.36	0.02	38.31	11.34	7.09	4.25
看護師（男）	—	—	—	—	—	0.00	34.45	9.39	5.90	3.48
看護師（女）	0.00	33.03	9.56	6.39	3.17	0.00	36.98	12.15	7.09	5.05
電車運転士（男）	1.00	39.97	14.03	20.19	-6.16	1.00	39.88	11.76	20.30	-8.53

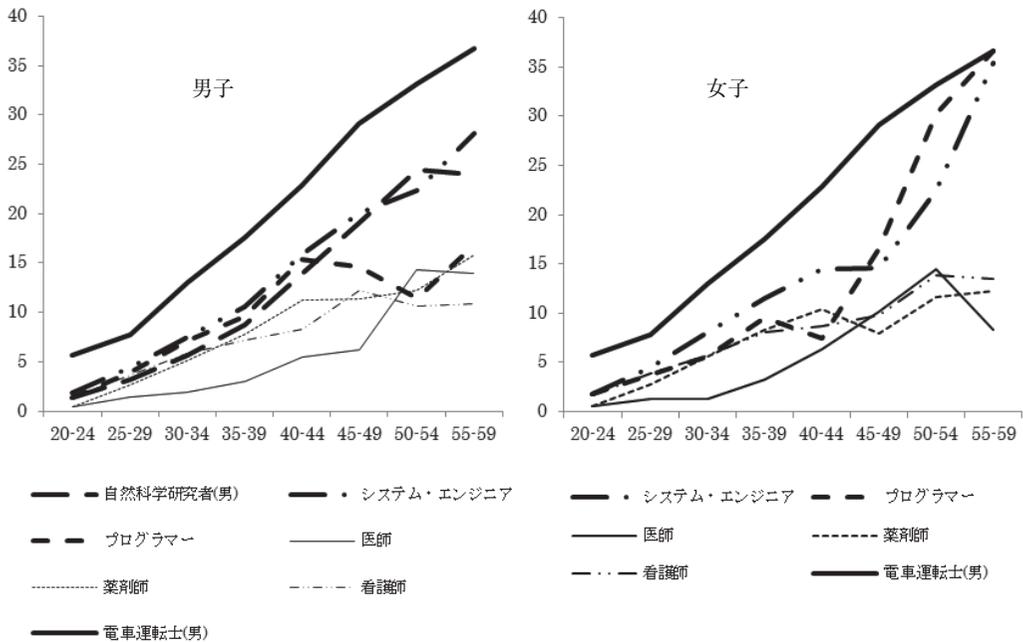


図1 年齢階級別の平均勤続年数

出典：2012年賃金構造基本統計調査

徴を持つと結論づけている。

しかし、平均勤続年数と平均経験年数の乖離を子細に比較してみると、医療プロフェッショナルはその他の職種に比べて乖離が大きいことがわかる。例えば2012年において医師（男）とプログラマー（男）の ϕ の値はほぼ同じだが、平均経験年数と平均勤続年数の乖離はプログラマー（男）が1.56年であるのに対し医師（男）では7.45年で約5.9年の開きがある。さらに、年齢階級別の平均勤続年数を見た図1を見ると、比較のために書き入れた電車運転士（男）¹⁰⁾と比べればいずれの職種も確かにOLMに近い特徴を持つと言えるが、企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルの勤続年数カーブは医療プロフェッショナルに比べて明らかに傾きが大きい。特に40代後半以降その傾向は顕著である¹¹⁾。つまり、いずれの職種においても企業間移動が行われてはいるが、企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルの流動性は医療プロフェッショナルのそれほどは高いとは言えない。ゆえに仮説1は支持されていると考えることができる。

2 中田 [1992] による職種経験年数の賃金上昇へ与える影響についての検討

次に賃金への経験年数の影響を確認する。中田 [1992] は、集計データから25～29歳、35～39歳、および40～44歳の所定内給与額を比較し、職種別に見られる賃金上昇の総効果に占める加齢効果と経験効果の大きさを分析している。中田が賃金上昇の総効果を加齢効果と経験効果に分解した理由は、年齢と経験年数に関する賃金の情報が得られないという、データ上の制約が大きかったことによるものだろう。しかし、中田 [1992] も触れるように、この分析には生活費保障仮説に代表される年功の要素と、職種特殊人的資本の蓄積のどちらがより強い影響を賃金上昇に与えているのかを明らかにする点で、意味があると考えられる。よって、本稿でも中田 [1992] の手法に従っ

て仮説を検討する。

具体的な比較は以下の手順に従って行われる。まず、総効果については、職種ごとに最若年層の1~4年経験を持つ者の賃金を基準に、10歳年上で経験年数10~14年の賃金および15歳年上で経験年数15年以上の賃金とを比べ、それぞれの上昇率を計算する。次に、加齢効果は、年齢については総効果と同様に10歳、および15歳年上で、経験年数については、最若年層と同じ1~4年経験を持つ者の賃金との比較を行う。最後に、経験効果は総効果から加齢効果を引いた残差とする¹²⁾。

さて、表3はこの記述に基づいて筆者が再計算し、さらに同じ手続きで2012年のデータについて計算した結果である。1990年と2012年との間で比較可能な職種について見ると、まず総効果について2012年では全ての職種で1990年を下回る結果となっている。このことは20年間に賃金上昇率が鈍化し賃金カーブがフラット化していることを示している。次に総効果に占める加齢効果と経験効果の割合を比較してみると、1990年ではプログラマー(女)、医師(男)、薬剤師(女)、看護師(女)でのみ経験効果が加齢効果を上回っているのに対し、2012年では自然科学研究者(男)、システム・エンジニア(女)、看護師(男)以外の全ての職種で経験効果が加齢効果を上回っている。

日本では90年代後半以降、成果主義の導入と年功賃金の見直しが進んだ(幸田[2010])。先の賃金カーブのフラット化と共に、職種経験がより重視される傾向にはこうした背景が影響していることは間違いないだろう。年功的処遇の弱体化は前節で確認した労働市場の流動化の傾向とも整合的である。

しかし、中田[1992]の分析結果は、少なくとも次のような3つのバイアスを含んでいる。すなわち、1点目は比較する集計データのセルに含まれる労働者数の偏りから生じるバイアス、2点目は勤続年数の賃金への影響を無視することによって生まれるバイアス、そして3点目は企業規模によるバイアスである。特に後者2点について、一般に企業規模が大きいほど労働者の勤続年数は長くなる傾向があり、さらに企業規模が大きいほど勤続年数効果が賃金に与える影響が大きいことが指摘されている(石井[1997])。また、日本では収入に占める賞与の割合は小さくないことが指摘される(大湾・須田[2009])が、中田[1992]では賃金構造基本統計調査における「賞与その他特別給与額」を含めずに分析が行われている。

表3 中田[1992]の手法に基づく昇給の加齢・経験効果への分解(%)

	1990年						2012年					
	継続就業の総効果(%)		総効果に占める加齢効果の割合(%)		総効果に占める経験効果の割合(%)		継続就業の総効果(%)		総効果に占める加齢効果の割合(%)		総効果に占める経験効果の割合(%)	
	10年	15年	10年	15年	10年	15年	10年	15年	10年	15年	10年	15年
自然科学研究者(男)	—	—	—	—	—	—	53	68	93	94	7	6
システム・エンジニア(男)	86	113	68	65	32	35	34	51	100	18	0	82
システム・エンジニア(女)	—	—	—	—	—	—	28	23	66	380	34	-280
プログラマー(男)	69	79	74	87	26	13	60	45	40	78	60	22
プログラマー(女)	64	66	-29	23	129	77	7	40	-227	52	327	48
医師(男)	75	112	29	41	71	59	66	100	18	28	82	72
医師(女)	—	—	—	—	—	—	65	81	23	53	77	47
薬剤師(男)	51	83	104	—	-4	—	41	55	242	44	-142	56
薬剤師(女)	30	49	58	47	42	53	25	42	35	64	65	36
看護師(男)	—	—	—	—	—	—	37	18	56	175	44	-75
看護師(女)	27	39	20	5	80	95	8	21	3	5	97	95

中田 [1992] の手法では2012年において、医師（女）、薬剤師（男）、看護師（男）では加齢効果が経験効果を上回り、システム・エンジニア（男）やプログラマーでは経験効果が加齢効果を大きく上回る。いずれの結果も仮説2を否定しており、仮説2を肯定するのは自然科学研究者（男）、医師（男）、看護師（女）の結果のみである。上記のバイアスおよび賞与の問題が、これらの結果に影響を与えている可能性が考えられる。そこで仮説をより厳密に検証するために、以下ではやはり年齢と経験年数を対比させながら賃金関数を推計し、賃金上昇に占める経験効果の試算を行う。

Ⅳ 仮説の検証2—賃金関数の推計と経験効果の試算から—

1 データと推計式

賃金構造基本統計調査2009～2012年の4年間の集計データをプールして利用することにする¹³⁾。先行研究において職種別賃金関数の推計が行われてこなかった理由の一つとして、推計に利用できる十分なサンプルサイズの確保が難しかったことが挙げられるのではないだろうか。2009年以降、企業規模別の経験年数に関するデータが公開されており、「政府統計の総合窓口（e-Stat）」からダウンロードすることで、筆者は十分なサンプルサイズを確保することができた¹⁴⁾。ここでは定年制の影響を受けないよう60歳未満のサンプルを用いて推計を行う。

次に推計式について説明する。本稿の関心はOLMでの経験年数が賃金への程度影響を与えるのかを明らかにすることである。通常ミンサー型賃金関数では過去に経験した全ての職業経験の通算年数（潜在経験年数）が用いられるが、ここでは現在就いている職業に関する経験年数（職種経験年数）を推計に用いる。職種経験年数はOLMにおける職種固有の人的資本を表す変数と考えることができる。これに対し、企業内賃金構造の特徴を表す変数として勤続年数と年齢を用いる。先行研究において前者は勤続給の、後者は年齢給の代理変数としてこれまで用いられてきた（三谷 [1997]、都留ほか [2003] など）。勤続年数と年齢を推計式に含めたときの職種経験年数の効果を検討することで、職種別賃金構造が勤続給あるいは年齢給としての性格が強いのか、それともOLMでの経験年数が重視される性格を持つのかを明らかにする。

また、今回の推計ではデータの制約上、教育年数を推計式に含めることができないが、その効果は年齢に含まれてしまう可能性が高い。総務省『平成22年国勢調査抽出詳細集計』から職種ごとに卒業者の最終学歴を比べてみると、大学・大学院卒が多い順に医師（約97%）、薬剤師（約97%）、自然科学研究者（約88%）、情報処理技術者（62%）¹⁵⁾、看護師（約7%）で、看護師では短大・高専卒が約62%と最も多い。職種内に教育年数のばらつきがあるほど、教育年数が賃金上昇に与える影響は大きくなると予想できる。そのため、情報処理技術者や看護師では年齢に含まれる教育年数の効果が他の職種に比べて大きくなる可能性があることには留意が必要である。

以上を踏まえ、賃金関数の推計は以下の式によるものとする。

$$\begin{aligned} \ln(W) = & \beta_0 + \beta_1 (AGE) + \beta_2 (AGE^2) + \beta_3 (EXP) + \beta_4 (EXP^2) \\ & + \beta_5 T + \beta_6 S_{1000-} + \beta_7 S_{10-99} \end{aligned} \quad (1)$$

Wは所定内給与額＋年間賞与その他特別給与額/12を表し、推計では自然対数値化した。ただし、所定内給与額は調査年の6月における金額だが年間賞与その他特別給与額は調査前年の1月1日から12月31日までの金額である点に注意が必要である¹⁶⁾。

表4 Adjusted R² の値

職種	経験年数		
	17.5年	20年	22.5年
自然科学研究者	0.6677	0.6725	0.6714
システム・エンジニア	0.6782	0.6757	0.6760
プログラマー	0.6834	0.6824	0.6824
医師	0.8189	0.8191	0.8200
薬剤師	0.5682	0.5678	0.5680
看護師	0.5441	0.5471	0.5439

AGE は年齢を表す変数である。賃金構造基本統計調査において 60 歳以下の年齢は 9 階級に分けられており、ここではそれぞれ中央値をとって「～19 歳」は 17.5 歳、「20～24 歳」は 22.5 歳、「25～29 歳」は 27.5 歳、「30～34 歳」は 32.5 歳、「35～39 歳」は 37.5 歳、「40～44 歳」は 42.5 歳、「45～49 歳」は 47.5 歳、「50～54 歳」は 52.5 歳、「55～59 歳」は 57.5 歳とした。

EXP は職種の経験年数を表す変数で、賃金構造基本統計調査では 5 階級にまとめられている。ここではその中央値をとって「0 年」は 0.5 年、「1～4 年」は 3 年、「5～9 年」は 7.5 年、「10～14 年」は 12.5 年とした。また「15 年以上」に関しては上限値として 20 年、25 年、30 年を想定し、15 年との中央値である 17.5 年、20 年、22.5 年から選んだ。選定にあたって、職種ごとに (1) 式で推計を行い、その自由度修正済み決定係数が最も大きい値を選ぶことにした。表 4 で示されるように、システム・エンジニア、プログラマー、薬剤師では 17.5 年、自然科学研究者 (男)、看護師では 20 年、医師では 22.5 年がそれぞれ最も当てはまりがよかった。

T は勤続年数に関するダミー変数である。分析で利用する集計データではセルごとの勤続年数は利用できない。したがって勤続年数の伸びが賃金関数にどれほどの影響を与えているのかを直接観察することはできない。しかし、企業規模別に年齢階級別平均勤続年数が示されており、セルごとの経験年数と平均勤続年数を比べることで勤続年数の影響を間接的に測ることにする。いま平均勤続年数を TEN とすると、勤続年数ダミー T は、

$$T = \begin{cases} 1, & TEN - EXP \geq 0 \\ 0, & TEN - EXP < 0 \end{cases}$$

と定義される。いま年齢と経験年数を同じくする 2 つのセルを想定しよう。2 つのセルのうち片方は $T=1$ を、もう一方は $T=0$ をとるとする。つまり 2 つのセルの違いは勤続年数のみであると想定する¹⁷⁾。このとき、もし推計結果において T の係数がプラスに有意な値を示すならば、同じ年齢と経験年数を有する労働力のグループを比較したとき勤続年数のより長いグループで勤続年数が賃金上昇に有意な効果を持つとすることができる。

S_{1000} および S_{10-99} はそれぞれ企業規模 1000 人以上、10-99 人を表すダミー変数で、ベースは企業規模 100-999 人である。

推計では以上の変数に加え、女性をベースとした性別ダミー (M)、2012 年度をベースとした年度ダミー (Y_{2009} , Y_{2010} , Y_{2011}) も投入した。また、今回使用するデータは個票ではなく集計データであるため個々のセルが代表する労働者の数にはばらつきが見られる。そのため労働者数でウェイト付けした加重回帰分析 (Weighted Least Square) で推定を行った。各セルには労働者数が 10 人単位

で示されているため、それぞれ10倍した。また労働者数が「0人」と表示されるセルは労働者数が1人以上5人未満であることを示しており、その場合は中央値をとって2.5人とカウントした。

分析では以下の4つのモデルを考えることにする。すなわち勤続年数、企業規模ともにコントロールしないモデル1、勤続年数のみコントロールするモデル2、企業規模のみコントロールするモデル3、勤続年数、企業規模ともにコントロールするモデル4である。また、分析によって仮説2を支持する結果が得られるとするなら、(1)医療プロフェッショナルでは経験年数に基づいた職種別賃金が確立され経験効果が加齢効果を上回り、(2)企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルでは企業主導の年功賃金の影響が見られ加齢効果が経験効果を上回る、という結果が得られるはずである。

2 推計結果

推定結果(表5)から、まず企業規模と勤続年数の関係について見てみる。勤続年数ダミーの係数に着目すると、全ての職種でモデル4よりもモデル2でより係数値が大きいことがわかる。企業規模が大きいほど勤続効果が大きいと言われる(石井[1997])が、モデル2では企業規模が大きい労働者群の勤続効果が勤続年数ダミーの係数値に影響していると考えられる。また勤続年数ダミーの係数の符号に着目すると、有意な結果のうち自然科学研究者(男)、システム・エンジニア、プロ

表5 推定結果(推定方法:WLS)

職種 モデル	自然科学研究者(男)				システム・エンジニア			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Const.</i>	10.995*** (36.167)	11.090*** (36.451)	10.906*** (38.952)	10.963*** (38.930)	11.343*** (55.765)	11.601*** (58.577)	11.255*** (66.418)	11.349*** (66.035)
<i>AGE</i>	0.081*** (5.044)	0.073*** (4.492)	0.081*** (5.489)	0.076*** (5.070)	0.052*** (4.500)	0.029** (2.503)	0.052*** (5.341)	0.044*** (4.340)
<i>AGE</i> ²	-0.001*** (-3.802)	-0.001*** (-3.672)	-0.001*** (-4.066)	-0.001*** (-3.973)	0.000*** (-2.962)	0.000* (-1.831)	0.000*** (-3.536)	0.000*** (-3.014)
<i>EXP</i>	0.013 (1.119)	0.029** (2.227)	0.013 (1.263)	0.023* (1.913)	0.013 (1.396)	0.055*** (5.313)	0.024*** (3.194)	0.038*** (4.225)
<i>EXP</i> ²	0.000 (0.771)	0.000 (-0.113)	0.000 (0.789)	0.000 (0.186)	0.000 (0.499)	-0.001** (-2.310)	0.000 (-0.752)	-0.001* (-1.722)
<i>T</i>		0.105** (2.453)		0.064 (1.603)		0.198*** (7.642)		0.068*** (2.819)
<i>S</i> ₁₀₀₀₋			0.151*** (4.901)	0.150*** (4.877)			0.245*** (13.079)	0.234*** (12.283)
<i>S</i> ₁₀₋₉₉			-0.212*** (-3.960)	-0.200*** (-3.729)			-0.104*** (-5.011)	-0.090*** (-4.234)
<i>M</i>					0.081*** (2.989)	0.075*** (2.874)	0.078*** (3.460)	0.076*** (3.352)
<i>Y</i> ₂₀₀₉	0.175*** (4.510)	0.194*** (4.932)	0.170*** (4.773)	0.182*** (5.008)	0.255*** (9.251)	0.244*** (9.190)	0.232*** (10.083)	0.229*** (9.990)
<i>Y</i> ₂₀₁₀	0.009 (0.222)	0.030 (0.731)	-0.009 (-0.246)	0.004 (0.104)	0.034 (1.291)	0.031 (1.220)	0.043** (1.969)	0.041* (1.901)
<i>Y</i> ₂₀₁₁	-0.024 (-0.561)	-0.014 (-0.337)	-0.030 (-0.773)	-0.024 (-0.619)	0.069** (2.571)	0.058** (2.276)	0.065*** (2.915)	0.061*** (2.770)
Number of Cells	348				673			
Adjusted R ²	0.609	0.615	0.671	0.673	0.531	0.568	0.675	0.678

*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, * 10%水準で有意。括弧の中は*t*値。*T*は勤続年数ダミー、*M*は男性ダミー(ベースは女性)、*S*₁₀₀₀₋および*S*₁₀₋₉₉はそれぞれ1000人以上、10-99人を表す企業規模ダミー(ベースは企業規模100-999人)、*Y*₂₀₀₉、*Y*₂₀₁₀、*Y*₂₀₁₁は年度ダミー(ベースは2012年)。推定はセルごとの労働者数を用いた加重最小2乗法(Weighted Least Square)による。なお、自然科学研究者(男)の推計ではサンプルが男性に限られているので、男性ダミーは含まれない。

表5 続き

職種 モデル	プログラマー				医師			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Const.</i>	11.471*** (90.610)	11.660*** (85.670)	11.499*** (103.908)	11.553*** (95.922)	11.198*** (39.238)	11.007*** (37.680)	11.631*** (49.108)	11.440*** (47.411)
<i>AGE</i>	0.041*** (5.338)	0.026*** (3.045)	0.041*** (6.176)	0.037*** (4.840)	0.071*** (4.689)	0.085*** (5.333)	0.062*** (4.957)	0.076*** (5.803)
<i>AGE</i> ²	0.000*** (-3.035)	0.000 (-1.518)	0.000*** (-3.802)	0.000*** (-3.069)	-0.001*** (-3.042)	-0.001*** (-3.643)	0.000*** (-3.340)	-0.001*** (-4.101)
<i>EXP</i>	0.028*** (4.620)	0.045*** (5.861)	0.029*** (5.559)	0.034*** (5.000)	0.059*** (6.847)	0.038*** (3.329)	0.054*** (7.599)	0.033*** (3.514)
<i>EXP</i> ²	-0.001*** (-2.720)	-0.001*** (-3.974)	-0.001*** (-3.310)	-0.001*** (-3.482)	-0.001*** (-4.492)	-0.001** (-2.155)	-0.001*** (-4.898)	-0.001** (-2.158)
<i>T</i>		0.076*** (3.551)		0.022 (1.137)		-0.141*** (-2.679)		-0.142*** (-3.287)
<i>S</i> ₁₀₀₀₋			0.180*** (9.810)	0.176*** (9.513)			-0.306*** (-13.651)	-0.306*** (-13.811)
<i>S</i> ₁₀₋₉₉			-0.077*** (-5.602)	-0.075*** (-5.446)			0.075 (1.656)	0.074 (1.672)
<i>M</i>	0.073*** (3.982)	0.067*** (3.689)	0.076*** (4.738)	0.074*** (4.610)	0.077*** (2.747)	0.072*** (2.601)	0.098*** (4.278)	0.094*** (4.122)
<i>Y</i> ₂₀₀₉	0.016 (0.827)	0.021 (1.070)	-0.001 (-0.054)	0.001 (0.044)	0.096*** (2.713)	0.096*** (2.748)	0.085*** (2.939)	0.086*** (2.991)
<i>Y</i> ₂₀₁₀	0.055*** (2.929)	0.049*** (2.667)	0.011 (0.633)	0.010 (0.593)	0.032 (0.907)	0.034 (0.951)	0.048 (1.645)	0.050 (1.711)
<i>Y</i> ₂₀₁₁	0.065*** (3.050)	0.069*** (3.290)	0.045*** (2.410)	0.047*** (2.493)	0.044 (1.258)	0.042 (1.233)	0.042 (1.463)	0.041 (1.438)
Number of Cells Adjusted R ²	564				438			
	0.585	0.594	0.683	0.683	0.728	0.731	0.816	0.820

表5 続き

職種 モデル	薬剤師				看護師			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Const.</i>	12.232*** (70.042)	12.312*** (69.328)	12.172*** (71.188)	12.241*** (70.023)	12.380*** (107.256)	12.533*** (104.637)	12.140*** (121.139)	12.227*** (115.784)
<i>AGE</i>	0.012 (1.288)	0.006 (0.573)	0.013 (1.360)	0.007 (0.731)	0.007 (1.003)	-0.008 (-1.118)	0.013** (2.326)	0.005 (0.795)
<i>AGE</i> ²	0.000 (-0.729)	0.000 (-0.180)	0.000 (-0.808)	0.000 (-0.329)	0.000 (-0.608)	0.000 (1.147)	0.000 (-1.416)	0.000 (-0.238)
<i>EXP</i>	0.037*** (4.632)	0.048*** (5.126)	0.037*** (4.798)	0.046*** (5.051)	0.026*** (4.810)	0.051*** (6.371)	0.030*** (6.344)	0.043*** (6.175)
<i>EXP</i> ²	-0.001* (-1.761)	-0.001** (-2.457)	-0.001* (-1.809)	-0.001** (-2.354)	0.000* (-1.847)	-0.001*** (-4.000)	-0.001*** (-2.862)	-0.001*** (-3.810)
<i>T</i>		0.060** (2.223)		0.048* (1.822)		0.122*** (4.172)		0.064** (2.517)
<i>S</i> ₁₀₀₀₋			0.109*** (5.298)	0.105*** (5.061)			0.181*** (12.992)	0.177*** (12.609)
<i>S</i> ₁₀₋₉₉			0.069*** (3.249)	0.071*** (3.350)			-0.091*** (-4.789)	-0.089*** (-4.697)
<i>M</i>	0.159*** (8.463)	0.160*** (8.571)	0.148*** (8.025)	0.150*** (8.135)	0.029 (1.055)	0.028 (1.031)	0.035 (1.487)	0.034 (1.463)
<i>Y</i> ₂₀₀₉	0.076*** (3.212)	0.072*** (3.006)	0.082*** (3.513)	0.078*** (3.347)	0.059*** (2.936)	0.060*** (3.010)	0.066*** (3.858)	0.067*** (3.885)
<i>Y</i> ₂₀₁₀	-0.010 (-0.403)	-0.011 (-0.433)	-0.006 (-0.242)	-0.006 (-0.254)	-0.002 (-0.092)	0.000 (0.016)	0.003 (0.148)	0.004 (0.208)
<i>Y</i> ₂₀₁₁	-0.018 (-0.766)	-0.023 (-0.945)	-0.019 (-0.789)	-0.022 (-0.920)	0.007 (0.362)	0.011 (0.547)	0.010 (0.594)	0.012 (0.702)
Number of Cells Adjusted R ²	504				662			
	0.542	0.546	0.566	0.568	0.378	0.393	0.543	0.547

グラマー、薬剤師、看護師ではプラス、医師ではマイナスであった。医師では、勤続年数が長いことが賃金上昇にプラスの影響を全く与えないことがわかる。企業規模ダミーの係数を比較すると、医師と薬剤師以外では企業規模が大きいほど賃金上昇が大きい。これに対し、医師と薬剤師では企業規模が大きいほど賃金上昇が大きいという関係は必ずしも見られない。つまり、医療プロフェッショナルのうち看護師でのみ企業規模が大きいほど賃金上昇が大きいという関係が見て取れる。前述の企業規模と勤続年数の関係から類推すれば、看護師では企業規模が大きいほど賃金上昇に与える勤続年数効果が大きいのかもしれない。

次に年齢と経験年数の1次項について見てみる。モデル1・2および3・4を比較すると、医師を除いた全ての職種で勤続年数ダミーを投入したモデル2・4ほど年齢の1次項の係数値が小さいことがわかる。勤続年数を無視した場合に勤続効果が加齢効果に含まれたと考えられる。逆に医師では、勤続年数ダミーを投入しなかったモデル1・3と比べてモデル2・4ほど経験年数の1次項の係数の値が小さくなる傾向が見られる。勤続年数ダミーは勤続年数と経験年数を比較しているため、勤続年数ダミーの係数がマイナスの値を示すモデル2・4では勤続年数ダミーが経験年数の影響を強調することになり、経験年数の1次項の係数の値がモデル1・3に比べて小さくなったと考えられる。

企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルではほとんどのモデルで年齢の係数値が経験年数の係数値よりも大きい。また、自然科学研究者（男）とシステム・エンジニアでは有意でない経験年数項が目立つ。一方、薬剤師と看護師では経験年数の係数は年齢の係数よりも大きく、年齢の効果は看護師のモデル3を除いて有意でなかった。これに対し、医師では全てのモデルで年齢の係数値が経験年数の係数値を上回った。

3 賃金上昇に占める経験効果の割合の試算

勤続年数や性別、企業規模の影響をコントロールした上で加齢効果と経験効果を比較したとき、賃金上昇のうち純粋に経験効果によって説明されるのは何パーセントなのか。このことをより詳細に議論するために、ここではモデル4を使って試算する。試算方法はOhta and Tachibanaki [1998]に習う¹⁸⁾。

試算では5年ごとの変化を見ることにする。いま年齢と経験年数以外の全ての条件は一定であるとする。仮に年齢 a 、経験年数 e 、賃金 W_0 の労働者 A が5年間同じ職種で働き続けるとする。このとき、5年後の賃金を W_5 とすると5年間の賃金の総変化 ΔW は

$$\Delta W = W_5(a+5, e+5) - W_0(a, e)$$

である。このうち加齢による効果 ΔW^a は

$$\Delta W^a = W_5(a+5, e) - W_0(a, e)$$

一方、経験年数による効果 ΔW^e は

$$\Delta W^e = W_5(a+5, e+5) - W_0(a+5, e)$$

で、さらに

$$\Delta W = \Delta W^a + \Delta W^e$$

である。

いま、25歳で経験年数0年の労働者を基準に総変化に占める経験効果 ($\Delta W^e/\Delta W$) の変化を百分

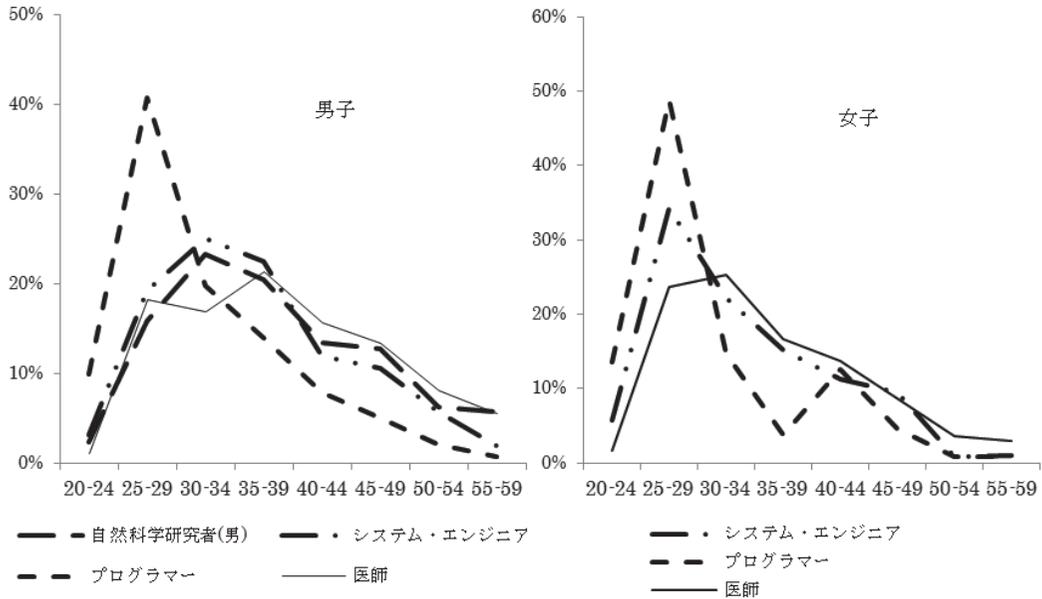


図2 年齢階級別の労働者分布

出典：2012年賃金構造基本統計調査

きな影響を受けるとの指摘がある（猪飼 [2010], 吉田 [2010]）。医局を中心に医師の序列化が行われ、医局の存在が医師の労働市場を薬剤師や看護師の労働市場に比べて、より強固に階層化が進んだOLMのコアとしてのOILMにしている可能性も否定できないだろう。いずれにせよ、薬剤師と看護師では仮説2が支持されたが、医師では支持されなかったと結論づけられる。

3点目は、企業内ホワイトカラー型プロフェッショナル（特に自然科学研究者）と医師を比べた場合、前者では40代を過ぎると経験効果が年齢を経るほど高まるのに対し、後者では年齢を経てもそれほど経験効果が高まらないことである。この原因として企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルでは部分的に職種転換が行われていることが影響している可能性が考えられる。図2は年齢階級別の労働者割合を比較している。医師と比べると、企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルでは労働力のピークが訪れるのが早く、労働力の多くは30代以下に偏っている。また男子の場合、システム・エンジニアとプログラマーでは労働力のピークが訪れる時期が異なっており、プログラマーの方が早い。システム・エンジニアとプログラマーは職階を形成しているという指摘もあり（佐藤 [1999], 今野 [2005]）、さらに上位職階であるシステム・エンジニアが管理職へ昇進するケースも考えられる。40代を過ぎてこれらの職種を続けている者は、これらの企業内の昇進コースから外れた者、もしくは中途参入者である可能性が高いと考えられる。

本分析では自然科学研究者（男）、薬剤師、看護師が仮説2を支持しており、自然科学研究者（男）、医師（男）、看護師（女）が仮説2を支持するとする、中田 [1992] の手法によって得られたもの（表3）とは異なる結果を得た。さらに、表3ではシステム・エンジニア（男）と薬剤師（男）を除いた全ての職種で年齢を経るほど加齢効果が高まる結果であったのに対し、本分析では多くの場合年齢を経るほど経験効果の割合が高まる結果となったことも記しておく。

V 結論

まず、本稿の分析結果を要約する。本稿では組織内プロフェッショナルの労働市場の流動性と賃金構造に焦点を当てて分析を行った。OLM の特徴を表す3つの指標から導かれる、公的資格が導入されている医療プロフェッショナルの労働市場の流動性は高いが、公的資格が導入されていない企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルの労働市場の流動性は低い(仮説1)、公的資格が導入されている医療プロフェッショナルでは、公的資格が導入されていない企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルに比べて賃金上昇に与える職種経験年数の影響が大きい(仮説2)、という2つの仮説の検証を行った。

労働市場における流動性に関する分析では、確かに全ての職種で流動性が見られ、OLM としての性格が垣間見られた。しかし、公的資格の取得が義務づけられている医療プロフェッショナルと義務づけのない企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルを比較すると、明らかに医療プロフェッショナルの流動性がより高いことがわかった。すなわち仮説1はいずれの職種でも支持された。

賃金構造に関する分析結果では、中田 [1992] の分析手法には様々なバイアスが含まれていることを示し、仮説2をより厳密に検証するため賃金関数の推計と賃金上昇に占める経験効果の試算を行った。結果からは、①システム・エンジニアとプログラマーにおける職種別賃金化の傾向、②医療プロフェッショナルにおいて医師でのみ年功賃金の特徴が見られること、③企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルでは40代を過ぎると経験効果が年齢を経るほど高まるのに対し、医師では年齢を経てもそれほど経験効果が上がらないことが明らかとなった。特に、医師労働市場における加齢効果の影響の強さは労働市場における年功制の存在を強く示唆しており、今後さらに研究される必要があると考えられる。総じて、仮説2は自然科学研究者(男)、薬剤師、看護師では支持され、医師、システム・エンジニア、プログラマーでは支持されなかった。

次に本稿の意義と限界について述べたい。企業横断的活動ばかりに目が行きがちなプロフェッショナル研究において、プロフェッショナル労働市場の特徴を実証分析によって多面的に評価し得たところに本稿の意義はあると言えるだろう。特に賃金上昇への加齢効果と経験効果の影響を様々なバイアスを取り除いて評価し得たことは先行研究にはない貢献であり、薬剤師や看護師とは異なり医師の労働市場では年功賃金の影響が大きいという「事実発見」もあった。しかしながら、分析では個票データが使えなかったために、勤続年数、年齢そして職種経験年数といった分析上重要な意味を持つ変数に関して集計データを利用するほかなかった。また、先行研究の賃金関数推計では教育年数や労働時間に関連した変数も用いられるが、やはりデータの制約により労働者に関するこれらの情報を利用することもできなかった。より望ましいデータを使った分析が今後の課題である。

本稿では労働移動と賃金構造に関する2つの仮説を同時に検証した。医療プロフェッショナルの3職種における労働移動の激しさは、OLM の典型的特徴の一つを示していると考えられるだろう。しかし、医師の賃金構造が年齢によって管理される傾向が強いのに対し、薬剤師と看護師ではもっぱら職種経験年数の規定力が大きいという差異が生まれた。この点はスキル形成過程における両者の違いと見事に一致する。すなわち、医師の労働市場では入職資格である医師免許にとどまらず、医局制度や専門医資格制度等による長期のスキル形成機会が制度的に確立されているの

に対し、薬剤師や看護師の労働市場では入職資格以外のスキル形成に関わる諸制度は十分に確立されていない。賃金構造とスキル形成機会の特徴に一致が生まれる背景として、職能団体が定める管理規則の違いが反映されていることは間違いないだろう。OLMの特徴を持つ医療プロフェッショナルの中でも、医師労働市場の管理規則がひときわ強いことが明らかとなったと結論づけられるのではないか。

これに対し、企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルでは高い組織率を誇る職能団体が存在している様子は今のところない。つまりOLMにおける管理規則は医療プロフェッショナルに比べればごく限られたものであると考えられる。確かに、システム・エンジニアとプログラマーの流動性上昇や賃金上昇における経験効果の重要性からもわかるように、従来組織定着型だったプロフェッショナルが、今後ますます組織間移動型へと移行する可能性は十分に予想ができる。しかしながら、それは技能価値の共通認識が労働市場で固まることによってもたらされたのではなく、成果主義の導入、悪く言えば企業のコストカットの影響による「消極的結果」としての側面を現時点では多分に含んでいる感も否めない。この点は、流動性が高まったとは言え、企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルの流動性が医療プロフェッショナルと比べて明らかに低いことが物語っている。おそらく、部分的な資格の導入は行われていたとしても、企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルの技能形成では依然として企業内OJTが重要な役割を果たしている。そして、スキル形成だけでなく賃金構造も企業が定める管理規則の影響を強く受けており、そのことが労働移動を抑制しているのだろう。分析では企業内職種転換の可能性も示唆されたが、OLMとしての特徴と言うよりもILM型とかつてから指摘される日本型労働市場の特徴の一端が垣間見られたと評すべきではないだろうか。以上の意味で医療プロフェッショナルと比較した場合、日本における企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルの労働市場は、OLMとしてはまだまだ発展途上であると結論づけられるだろう。

しかしながら、諸外国のプロフェッショナル労働市場に関して本稿と同様の観点から実証的分析を行う研究が蓄積されていないこともあり、国際比較の観点から本稿で得られた知見がどの程度の普遍性あるいは異質性を孕んでいるのかを判断することは現段階では難しい。今後は海外のプロフェッショナル労働市場についても研究が進展することを期待する。

参考文献

- Althausen, R. P. and A. L. Kalleberg [1981] "Firms, Occupations, and the Structure of Labor Markets: A Conceptual Analysis," in Berg, Ivar (ed.), *Sociological Perspectives on Labor Markets*, New York, Academic Press.
- Ariga, K., G. Brunello and Y. Ohkusa [1997] "Occupational and Internal Labor Markets in Japan," *Industrial Relations*, 36(4), pp. 446-473.
- Doeringer, P. B. and M. J. Piore [1971] *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexington, Heath Lexington Books.
- Goode, W. J. [1969] "The Theoretical Limits of Professionalization," in Eztioni, Amitai (ed.), *The Semi-Professions and Their Organization*, New York, Free Press.
- Marsden, D. [1990] "Institutions and Labour Mobility: Occupational and Internal Labour Markets in Britain, France, Italy and West Germany," in Brunetta, Renato and Carlo Dell'Aringa (eds.), *Labour Relations and Economic Performance*, New York, New York University Press.
- [1999] *A Theory of Employment Systems*, Oxford, Oxford University Press.

- Mincer, J. and Y. Higuchi [1988] "Wage Structures and Labor Turnover in the United States and Japan," *Journal of the Japanese and International Economics*, 2(2), pp. 97-133.
- Ohta, S. and T. Tachibanaki [1998] "Job Tenure versus Age: Effects on Wage and the Implication of Consumption for Wages," in Ohashi, Isao and Toshiaki Tachibanaki (eds.), *Internal Labour Markets, Incentives and Employment*, London, Macmillan Press LTD.
- Pink, D. [2001] *Free Agent Nation*, New York, Warner Business Books.
- Smith, D. R. [1983] "Mobility in Professional Occupational-internal Labor Markets: Stratification, Segmentation and Vacancy Chains," *American Sociological Review*, 48(3), pp. 289-305.
- Tachibanaki, T. [1975] "Wage Determinations in Japanese Manufacturing Industries-Structural Change and Wage Differentials," *International Economic Review*, 16(3), pp. 562-586.
- [1982] "Further Results on Japanese Wage Differentials: Nenko Wages, Hierarchical Position, Bonuses, and Working Hours," *International Economic Review*, 23(2), pp. 447-461.
- White, H. C. [1970] *Chains of Opportunity: System Models of Mobility in Organizations*, Cambridge, Harvard University Press.
- 猪飼周平 [2010] 『病院の世紀の理論』有斐閣。
- 石井久子 [1997] 「日本の雇用慣行の変化—1983年から1996年の推移でみる勤続効果の実証的研究—」『高崎経済大学論集』40(1・2), 159-174 ページ。
- 猪木武徳 [1994] 「職業別に見た勤続と経験」『経済研究』Vol. 45, No. 4, 289-300 ページ。
- 今野浩一郎 [2005] 「都会のプロフェッショナルたち—デザイナーと情報技術者を中心に」(石川晃弘・川喜多喬・田所豊策編『東京に働く人々：労働現場調査20年の成果から』法政大学出版局)。
- 大湾秀雄・須田敏子 [2009] 「なぜ退職金や賞与制度はあるのか」『日本労働研究雑誌』No. 585, 18-25 ページ。
- 小川千里 [2006] 「日本におけるプロフェッショナルを対象としたマネジメント施策—コア人材としての可能性の検討から—」『経営行動科学』19(3), 221-230 ページ。
- 小野旭 [1997] 『変化する日本の雇用慣行』日本労働研究機構。
- 草野千秋 [2009] 「組織内プロフェッショナルのチーム・マネジメントに関する研究」博士論文(京都大学)。
- 幸田浩文 [2010] 「わが国企業の賃金・人事処遇制度にみる成果主義の進路」『経営力創成研究』第6号, 111-123 ページ。
- 佐藤厚 [1999] 「裁量労働と組織内プロフェッショナル」(稲上毅・川喜多喬編『講座社会学6労働』東京大学出版会)。
- [2001] 『ホワイトカラーの世界』日本労働研究機構。
- 佐藤博樹 [2012] 『人材活用進化論』日本経済新聞社。
- 高梨昌 [1982] 『転換期の雇用政策』東洋経済新報社。
- 都留康・阿部正浩・久保克行 [2003] 「日本企業の報酬構造—企業内人事データによる資格、査定、賃金の実証分析—」『経済研究』54(3), 264-285 ページ。
- 中田喜文 [1992] 「職種と賃金決定」(橘木俊詔編『査定・昇進・賃金決定』有斐閣)。
- 久本憲夫 [1999] 「技能の特質と継承」『日本労働研究雑誌』No. 468, 2-10 ページ。
- 三谷直紀 [1997] 『企業内賃金構造と労働市場』勁草書房。
- 宮下清 [2001] 『組織内プロフェッショナル：新しい組織と人材のマネジメント』同友館。
- 労働政策研究・研修機構編 [2011] 『中小製造業(機械・金属関連産業)における人材育成・能力開発』労働政策研究報告書 No. 131, 労働政策研究・研修機構。
- 吉田あつし [2010] 「医師のキャリア形成と医師不足」『日本労働研究雑誌』No. 594, 28-41 ページ。

注

- 1) デュアルラダー化とは企業内の縦のキャリアパスを「階段(ラダー)」に見立て、管理職系列と専門職系列の二

- 本立てにすることを言う（佐藤 [1999]）。
- 2) 高梨 [1982] 14 ページ。
 - 3) 本稿で言う自律性とは専門性の高い技能を有し、企業活動に縛られずに自由に業務遂行が可能であるということの意味している。
 - 4) 猪木 [1994] 289 ページ。
 - 5) Althausser and Kalleberg [1981] p. 130.
 - 6) Ibid., p. 126.
 - 7) Smith [1983] p. 292.
 - 8) 労働政策研究・研修機構 [2011] 78 ページ。
 - 9) ϕ の算出手順については Ariga, et al. [1997] pp. 451-452 による。
 - 10) Ibid., p. 455 が検証する職種の中で最も ILM 化している職種である。
 - 11) ただしプログラマー（男）の傾きは、40 代以降医療プロフェッショナルとほぼ同じである。
 - 12) 中田 [1992] 170 ページ。
 - 13) 賃金構造基本統計調査は日本において労働者の賃金構造に関する最も規模の大きい政府統計であり、賃金構造を調べる上で最も適していると考えられる。2007 年の統計法改正により、個票データへのアクセスは以前に比べて緩和されたが、個票の利用が認められるのは(1)公的機関からの委託研究又は公的機関との共同研究、(2)公的機関からの公募による補助を受けて行う研究、(3)行政機関等が、政策の企画、立案等に有用であると認める場合、又はその他特別な事由があると認める場合（総務省ホームページ、http://www.soumu.go.jp/toukei_toukatsu/index/seido/2jiriyout.htm, 2014 年 7 月 11 日アクセス）に限られており、筆者はアクセスできなかった。政府機関等のホームページ上で個票の公開が進む欧米に比べれば、依然として個票データへのアクセスに制限がある状況が続いており、今後の改善が求められる。
 - 14) <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001011429>, 2014 年 1 月 8 日アクセス。なお、集計データを利用することによって以下の推計には前節で議論した以外にも様々なバイアスが含まれると考えられ、留意が必要である。年齢や職種経験年数に関する情報が階級ごとにしか得られないことによってもたらされるバイアスは、その最たる例である。賃金構造基本統計調査のデータを用いて賃金関数の推計を行う多くの先行研究が集計データを用いてきたが、いずれの分析結果にもこうしたバイアスが影響していると考えられる。しかし、賃金構造基本統計調査の個票データを利用し得たとしても、職種経験年数に関しては調査票の時点で階級別に回答を求めているため、バイアスを厳密に取り除くことは日本の賃金統計の現状を踏まえると不可能に近い。具体的な年齢、勤続・職種経験年数を尋ねる欧米の統計データとの比較を行う上でも、賃金構造基本統計調査の調査票の改善が今後必要であると考えられる。
 - 15) システムコンサルタント・設計者、ソフトウェア作成者、その他の情報処理・通信技術者の合計。
 - 16) 先行研究では時間あたり賃金の自然体数値を被説明変数にするものが見られる。例えば Tachibanaki [1975] [1982], Mincer and Higuchi [1988]。しかし本稿ではデータの制約上、セルあたりの労働時間が不明で時間あたり賃金は計算できなかった。
 - 17) 企業規模や性別などの条件も同じであると仮定する。
 - 18) Ohta and Tachibanaki [1998] pp. 53-55 は賃金上昇に占める勤続年数と年齢の効果を比較している。以下では同じ手法で経験年数と年齢の効果を比較する。